



# L'impact des chocs externes sur et dans la zone euro : un modèle VAR structurel

Jean-Baptiste Gossé, Cyriac Guillaumin

## ► To cite this version:

Jean-Baptiste Gossé, Cyriac Guillaumin. L'impact des chocs externes sur et dans la zone euro : un modèle VAR structurel. 2010. hal-00493384

**HAL Id: hal-00493384**

**<https://hal.science/hal-00493384>**

Preprint submitted on 23 Jun 2010

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

## L'impact des chocs externes sur et dans la zone euro : un modèle VAR structurel

Jean-Baptiste Gossé\*

Cyriac Guillaumin\*\*

**Résumé :** Ce papier étudie l'impact des principaux chocs externes qu'a connu la zone euro et ses pays membres depuis le début des années 2000 : chocs monétaire (baisse des taux d'intérêts mondiaux), financier (deux crises boursières) et réel (augmentation des prix du pétrole et accumulation de déséquilibres courants mondiaux). Pour cela, nous utilisons la méthodologie VAR structurel (SVAR) à partir de laquelle nous définissons quatre chocs structurels : externe, offre, demande et monétaire. L'estimation de modèles SVAR permet de déterminer l'impact de ces chocs sur la zone euro et sur les pays la composant. Cette étude met en évidence l'hétérogénéité des réactions dans la zone euro. Si les chocs pétrolier et monétaire ont des répercussions assez similaires sur l'ensemble des pays de la zone euro – à l'exception des Pays-Bas et du Royaume-Uni – les chocs financiers et de déséquilibres mondiaux ont des effets très différents. Les chocs externes contribuent à expliquer un cinquième de la variance du différentiel de croissance et de la balance courante et environ un tiers des fluctuations du taux de change effectif réel en Europe. L'impact du choc pétrolier est particulièrement fort mais il déprécie l'euro. Les déséquilibres mondiaux expliquent également une part importante des fluctuations du taux de change mais entraînent une appréciation de l'euro. Par ailleurs, les fonctions de réponses aux chocs financier et monétaire sont similaires à l'exception de celles de la balance courante. En effet, un choc financier semble provoquer davantage de sorties de capitaux qu'un choc monétaire. Cette étude met donc en évidence l'hétérogénéité des réactions dans la zone euro et montre que les chocs externes expliquent davantage les variations du taux de change effectif réel que celles du différentiel de croissance ou de la balance courante tout en soulignant le rôle particulièrement important des déséquilibres mondiaux dans les fluctuations du cours des devises européennes.

**Mots-clefs :** déséquilibres mondiaux, balances courantes, zone euro, modèles VAR structurels, restrictions contemporaines et de long terme, chocs externes, hypothèse d'exogénéité.

**Classification JEL :** F32, F41, G15.

\* CEPN, université Paris 13. Courriel : [gosse@univ-paris13.fr](mailto:gosse@univ-paris13.fr).

\*\* LEPII, université de Grenoble. Courriel : [cyriac.guillaumin@upmf-grenoble.fr](mailto:cyriac.guillaumin@upmf-grenoble.fr).

Correspondance : Jean-Baptiste Gossé, CEPN, Université Paris 13, 99 avenue Jean-Baptiste Clément, 93430 Villetaneuse.  
Courriel : [gosse@univ-paris13.fr](mailto:gosse@univ-paris13.fr). Tel : +33 (0)1 49 40 32 55. Fax : +33 (0)1 49 40 33 34.

Nous remercions Francisco Serrano et les participants du *lunch seminar* du CEPN pour leurs commentaires sur une première version de ce travail.



## I. Introduction

La question des déséquilibres courants au niveau mondial constitue l'une des plus grandes préoccupations de la macroéconomie internationale avec une attention particulière portée au déficit courant des États-Unis (Obstfeld et Rogoff, 2004). Un grand nombre d'études théoriques et empiriques (Bachman, 1992 ; Lee et Chinn, 1998 ; Chinn et Prasad, 2003 ; Giuliadori, 2004 ; Chinn et Ito, 2007 ; Chinn et Jaewoo, 2009) ont analysé les causes, les conséquences ainsi que les mécanismes d'ajustements possibles de ces déséquilibres courants. D'après ces études, les déséquilibres courants auraient pour origine (i) un trop faible taux d'épargne qui inciterait les pays à s'endetter pour consommer sans se soucier du remboursement<sup>1</sup> et (ii) les politiques économiques, y compris de change, menées par certains pays émergents, Chine en tête (Obstfeld et Rogoff, 2009). Par ailleurs, comme le montrent Chinn et Prasad (2003) ou Gruber et Kamin (2007), les déséquilibres courants auraient également des origines « standard » : le revenu par tête, l'équilibre budgétaire, les écarts de taux de croissance, la démographie.... L'ajustement se produirait alors de plusieurs manières. Tout d'abord, *via* le taux de change, même si l'existence d'un véritable système monétaire international fait défaut, ce qui favorise les stratégies de change non-coopératives permettant à certains pays émergents de sous-évaluer leur monnaie (Gruber et Kamin, 2007). Enfin, l'ajustement peut avoir lieu *via* des politiques économiques visant à favoriser l'épargne dans les pays industrialisés, notamment les États-Unis, et à encourager la consommation dans les pays émergents. Par ailleurs, la crise financière de 2008 semble également, pour certains, avoir joué un rôle non négligeable dans la poursuite de l'accumulation des déséquilibres courants au cours de ces dernières décennies (Obstfeld et Rogoff, 2009).

La question des déséquilibres courants de la zone euro a toutefois été moins étudiée or elle apparaît tout aussi intéressante et ce pour plusieurs raisons : (i) les États-Unis ne sont pas les seuls à accumuler des déficits courants ; (ii) un déficit courant doit, à long terme, être résorbé et (iii) la situation au sein de la zone euro n'est pas identique dans tous les pays. L'hétérogénéité de l'Union économique et monétaire souvent démontrée (Giannone et Reichlin, 2005 ; Menguy, 2005 ; Jondeau et Sahuc, 2008) et qui, jusqu'à de récentes années, n'a pas suscité un grand intérêt du point de vue des déséquilibres courants, devient aujourd'hui une question centrale notamment en ce qui concerne les mécanismes d'ajustements qui doivent s'opérer. A l'heure actuelle, il semble que la question des déséquilibres de balance courante dans l'Union économique et monétaire (UEM) ait un

---

<sup>1</sup> L'endettement serait facilité par un excès de liquidité créé par une politique de taux d'intérêt très bas (Lane, 2001 ; Bracke et Fidora, 2008).

nouvel intérêt notamment au regard du taux de change nominal de l'euro (Guyon, 2008). A moyen/long terme, il est normal d'observer des déséquilibres courants au sein d'un ensemble de pays hétérogènes. Les pays bénéficiant des plus forts taux de croissance ou d'une plus grande préférence structurelle pour le présent, vont alors connaître des déficits courants à moyen terme. C'est la question des mécanismes de retour à ce que l'on qualifie de « bons niveaux » des déficits courants qui est sujette à discussion. Le déficit de la balance courante de la zone euro atteint, au deuxième trimestre 2009, -1% du PIB mais la situation est très hétérogène au sein même de l'UEM. Ainsi, en 2008, la balance courante de la zone euro représentait -1,5% du PIB avec les dispersions suivantes : Allemagne (+6,6%), Pays-Bas (+4,8%), France (-2,3%), Italie (-3,4%), Espagne (-9,5%), Portugal (-12,1%).

Durant la dernière décennie, l'économie mondiale a subi d'importantes secousses. Tout d'abord, deux chocs réels ont perturbé l'équilibre des grandes économies : l'augmentation du prix du pétrole a pesé sur l'équilibre extérieur des pays importateurs et exportateurs de pétrole, et l'accumulation de déséquilibres mondiaux a eu des conséquences qui ont dépassé les seuls pays en situation de déséquilibre extérieur<sup>2</sup>. Par ailleurs, on a observé des taux d'intérêt particulièrement bas, en particulier aux États-Unis. Les taux à trois mois américains étaient en moyenne deux fois plus faibles entre 1998 et 2008 qu'entre 1980 et 1997. Ils sont restés inférieurs à 2% pendant trois ans entre 2002 et 2004 et, avec la crise financière, ils sont inférieurs à 1% depuis décembre 2008. A ces chocs réels et monétaires, il convient d'ajouter les chocs financiers qui se sont intensifiés dans la dernière décennie. Les États-Unis, puis le monde *via* l'effet domino et compte tenu du niveau élevé d'intégration financière au niveau international (Borgy et Mignon, 2009), ont connu deux crises financières en sept ans avec, dans les deux cas, une chute de 25% de l'indice *SP500* en un an.

En principe, la zone euro devrait être peu sensible aux chocs externes car sa taille – environ 15% du PIB mondial<sup>3</sup> – et son intégration croissante sont censées amoindrir l'influence de l'étranger. Même si elle est davantage ouverte que les autres grandes zones économiques – avec un taux d'ouverture<sup>4</sup> de 18% contre, respectivement, 12% et 13% pour les États-Unis et le Japon – c'est plutôt par le canal financier que l'on attend l'essentiel de la transmission des chocs car, comme l'ont montré Ehrmann et *alii* (2005), 26% des variations du prix des actifs européens sont liés aux variations des marchés financiers américains – l'effet inverse n'est

---

<sup>2</sup> On retient ici la définition en flux des déséquilibres mondiaux dans laquelle ils constituent un phénomène réel lié aux déséquilibres de balance courante (Bracke et *alii*, 2008). Les déséquilibres mondiaux ont également une dimension financière lorsqu'on les mesure en stocks, c'est-à-dire en terme de position extérieure nette.

<sup>3</sup> La mesure utilisée ici concerne le PIB PPA.

<sup>4</sup> Le taux d'ouverture se définit comme la somme des exportations et des importations rapportées au PIB.

que de 8%. Par ailleurs, Borge et Mignon (2009) montrent l'existence d'une relation de causalité des États-Unis vers la zone euro depuis le début des années 1980 et qui s'est accélérée après le krach de 1987.

Malgré ces chocs externes importants, la balance courante de la zone euro est restée proche de l'équilibre depuis 1998, oscillant entre -1,3% et 1% du PIB. Ce constat semble indiquer que la zone euro a été faiblement touchée par ces chocs. Toutefois, cela pourrait être une illusion pour deux raisons. Tout d'abord, la balance courante de la zone euro est le résultat de l'agrégation des balances des pays membres. L'équilibre apparent dissimule d'importants excédents en Allemagne et aux Pays-Bas et d'importants déficits au Portugal et en Espagne<sup>5</sup>. D'autre part, l'appréciation de 30% du taux de change réel de l'euro depuis 2000 pourrait bien être le résultat de ces chocs. En effet, depuis quelques années l'Europe supporte seule le poids des ajustements de changes des déséquilibres de balances courantes des États-Unis, des pays d'Asie et des pays de l'OPEP, ces derniers ayant indexé leurs devises sur le dollar (Cartapanis, 2009). Ainsi, cette perte de compétitivité-prix pourrait avoir été compensée par une croissance plus faible que dans le reste du monde qui aurait permis à la zone de rester au voisinage de l'équilibre courant malgré l'appréciation de l'euro.

Les déséquilibres courants sur et à l'intérieur de la zone euro ont fait l'objet d'un faible nombre d'études. Ils ont principalement été étudiés à l'aide des séries temporelles et des processus VAR structurels (SVAR par la suite), SVAR avec contrainte d'exogénéité et VECM<sup>6</sup>. D'une manière générale, ce sont les questions relatives aux déséquilibres courants, notamment des États-Unis, qui ont fait l'objet de plusieurs études, à partir d'un SVAR, du lien entre balance courante et taux de change ; le taux de change étant considéré comme l'unique mécanisme d'ajustement. Toutefois, mis à part Blanchard (2007), Blanchard et Giavazzi (2002), Arghyrou et Chortareas (2008), peu d'étude se sont intéressées à l'impact des chocs externes sur la balance courante de la zone euro, à leur propagation au sein même de la zone et aux moyens d'ajustement dont disposent la zone et les pays la composant pour revenir à des niveaux « soutenables » de balances courantes.

L'objectif de ce papier est double. Il s'agit : (i) de déterminer dans quelles mesures la zone euro a été affectée par les différents types de chocs externes que l'économie mondiale a connus ces dernières années et (ii) de mesurer l'hétérogénéité des réactions aux chocs dans la zone euro ainsi qu'au Royaume-Uni.

---

<sup>5</sup> Pour une présentation plus détaillée de la construction de la balance courante de la zone euro, se reporter, par exemple, à Paul (2002).

<sup>6</sup> Se reporter, par exemple, à Arghyrou et Chortareas (2008).

## II. Spécification empirique

### 2. 1. Modélisation SVAR

Nous estimons un VAR sous forme réduite :

$$A(L)X_t = u_t \quad (1)$$

Avec  $X_t = (\Delta ext, \Delta(y^d / y^*), \Delta r_t, \Delta(ca / y)_t)$ .  $ext$  est le logarithme de la variable externe. Cette dernière est modélisée, successivement par le prix du pétrole brent (en termes réels), l'indice boursier américain *SP500*, les taux directeurs de la Réserve fédérale américaine (*Fed Funds*) et les déséquilibres mondiaux de compte courant<sup>7</sup>.  $y^d / y^*$  représente le PIB relatif du pays domestique par rapport au PIB mondial avec  $y^d$  le logarithme du PIB domestique et  $y^*$  le PIB mondial.  $r$  est le logarithme du taux de change effectif réel domestique et  $ca / y$  représente le compte courant en pourcentage du PIB domestique,  $\Delta$  indique les variations premières de ces variables et  $u_t$  est un bruit blanc, de moyenne nulle et de variance  $\sigma^2$ .

La forme moyenne mobile infinie (VMA) du processus s'écrit :

$$X_t = B(L)u_t \quad (2)$$

On peut réécrire les erreurs de la forme réduite comme une combinaison linéaire, telle que :  $u_t = S\varepsilon_t$  avec  $\varepsilon_t$  les chocs structurels. Nous considérons ainsi un vecteur d'innovations normalisées et orthogonales  $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^e, \varepsilon_t^{d,s}, \varepsilon_t^{d,d}, \varepsilon_t^{d,m})'$ , où  $\varepsilon_t^e$ ,  $\varepsilon_t^{d,s}$ ,  $\varepsilon_t^{d,d}$  et  $\varepsilon_t^{d,m}$  sont, respectivement, les chocs externe, d'offre domestique, de demande domestique et monétaire domestique, satisfaisants :  $u_t = S\varepsilon_t$  et  $E(\varepsilon\varepsilon') = I$ . Ce qui implique que  $SS' = \Sigma$  et que la connaissance d'une matrice d'orthogonalisation  $S$  permet d'écrire la représentation VMA en termes de chocs indépendants, dits structurels :

$$X_t = C(L)\varepsilon_t \quad (3)$$

Avec

$$C(L) = B(L)S \quad (4)$$

La forme développée de la matrice  $C(L)$  s'écrit :

$$C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} c_{11,i} & c_{12,i} & c_{13,i} & c_{14,i} \\ c_{21,i} & c_{22,i} & c_{23,i} & c_{24,i} \\ c_{31,i} & c_{32,i} & c_{33,i} & c_{34,i} \\ c_{41,i} & c_{42,i} & c_{43,i} & c_{44,i} \end{bmatrix}$$

<sup>7</sup> Cette dernière est la somme des déséquilibres courants hors Union européenne en valeur absolue rapportée au PIB mondial.

La comparaison du nombre de paramètres à déterminer pour l'identification de la forme structurelle avec le nombre de paramètres effectivement estimés dans le modèle VAR montre que l'identification de la forme structurelle nécessite l'imposition de  $n(n-1)/2$  contraintes. Nous avons ainsi besoin de 6 contraintes.

Le modèle fait intervenir successivement 4 variables externes. Chacune de ces variables est considérée comme exogène par rapport aux variables domestiques<sup>8</sup>. Par ailleurs, grâce aux travaux de Blanchard et Quah (1989), Clarida et Gali (1994), nous pouvons imposer les restrictions suivantes :

- un choc monétaire local n'a pas d'effet à long terme sur le PIB domestique :

$$\sum_{i=0}^{\infty} c_{24,i} = 0 ;$$

- un choc de demande local n'a pas d'effet à long terme sur le PIB domestique :

$$\sum_{i=0}^{\infty} c_{23,i} = 0 ;$$

- un choc monétaire local n'a pas d'effet à long terme sur le taux de change effectif réel domestique :  $\sum_{i=0}^{\infty} c_{34,i} = 0$ .

## 2. 2. Analyse des contributions des chocs externes

Dans cette section, nous analysons la contribution des chocs externes à la variance des variables domestiques. Nous reprenons pour cela la méthodologie développée par Maćkowiak (2007)<sup>9</sup>. Nous estimons un modèle SVAR en posant une hypothèse d'exogénéité. Une telle estimation réduit le nombre de paramètres à estimer ce qui permet de limiter la dégradation du degré de liberté et d'améliorer l'efficacité des estimations (Sosa, 2008). Nous repartons de la modélisation développée dans la section 2.1 à laquelle nous apportons quelques modifications. Ainsi, nous pouvons réécrire la forme SVAR avec une hypothèse d'exogénéité sous la forme suivante :

$$\sum_{s=0}^p \begin{bmatrix} A_{11}(s) & A_{12}(s) \\ A_{21}(s) & A_{22}(s) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1(t-s)} \\ y_{2(t-s)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1(t) \\ \varepsilon_2(t) \end{bmatrix} \quad (5)$$

où  $A_{12}(s)=0$  pour chaque  $s=0,1,...,\infty$ . Le vecteur  $\varepsilon(t)$  doit satisfaire les propriétés suivantes :  $E[\varepsilon(t)|y_{t-s}, s > 0] = 0$  et  $E[\varepsilon(t)\varepsilon(t)'|y_{t-s}, s > 0] = I$  avec  $I$  la matrice identité. La

<sup>8</sup> Nous reprenons pour cela les travaux de Allégret et Sand-Zantman (2007), Gimet (2007), Maćkowiak (2007) et Sato et alii (2009).

<sup>9</sup> Nous pouvons également citer Cushman et Zha (1997) et Zha (1999).

variable  $y_{1(t-s)}$  est un vecteur contenant l'ensemble des variables externes tandis que  $y_{2(t-s)}$  est un vecteur contenant l'ensemble des variables domestiques.  $\varepsilon_1(t)$  est le vecteur des chocs structurels externes et  $\varepsilon_2(t)$  correspond au vecteur des chocs structurels domestiques. Ce modèle est estimé pour chaque pays de la zone euro *modifiée*. Le vecteur des chocs externes est composé des déséquilibres mondiaux, du prix réel du pétrole, de l'indice boursier américain *SP500* et du taux d'intérêt à court terme américain. Nous imposons l'hypothèse d'exogénéité,  $A_{12}(s)=0$  pour chaque  $s=0,1,\dots,\infty$ . Ceci implique que les chocs structurels domestiques,  $\varepsilon_2(t)$ , n'affectent pas le vecteur des variables externes  $y_{1(t-s)}$  à la date  $t$  ou  $t-s$ . Dans le bloc externe, il est supposé que les prix du pétrole ne sont pas affectés par les trois autres chocs externes, et ce quel que soit le nombre de retards. De plus, on suppose que le taux d'intérêt américain n'est pas affecté à court terme par les mouvements boursiers et les déséquilibres mondiaux et que l'indice *SP500* n'est pas affecté à court terme par les déséquilibres mondiaux (Sato et alii, 2009). Nous effectuons ensuite une estimation par la méthode *SURE* (*Seemingly Unrelated Regression Equations*) en incluant les hypothèses d'exogénéité et en imposant à la fois des restrictions de court terme et de long terme afin d'identifier les chocs structurels.

### 2. 3. Les données

Les données utilisées sont trimestrielles, sur la période 1980.1 à 2008.4. L'échantillon comprend les pays suivants : Allemagne, Autriche, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Portugal et Royaume-Uni. La zone euro est composée des pays précédents à l'exception du Royaume-Uni. Il s'agit donc d'une zone euro *modifiée*, composée de 7 de ses 12 membres initiaux. Nous retirons de l'échantillon la Belgique, le Luxembourg, la Finlande, la Grèce et l'Irlande suite à l'absence de données pour tout ou partie des variables étudiées sur la période considérée.

Les PIB et les balances courantes sont issus des *Statistiques Financières Internationales* du Fonds Monétaire International. Les taux de change effectifs réels sont issus de la Banque des règlements internationaux. Ils se basent sur le commerce avec les 27 principaux partenaires commerciaux. Il s'agit de données mensuelles qui ont été transformées en données trimestrielles. Pour la construction du PIB mondial, les données sont issues de l'OCDE ; cet indice est composé des 30 pays appartenant à l'OCDE.

Le prix du pétrole [brent] est issu de la base de données *Datastream*. Nous exprimons ce prix en termes réels en le corrigeant par le déflateur du PIB américain. Cette variable provient de



la base de données de la *FED* de Saint-Louis. Il s'agit de données mensuelles qui ont été transformées en données trimestrielles. Les données pour l'indice boursier américain (*SP500*) et les taux des *FedFunds* sont issues de la base de données *Datastream*. La variable *Global Imbalances* (déséquilibres mondiaux) représente les déséquilibres de balance courante au niveau mondial en valeur absolue – à l'exception de l'Union européenne – rapportés au PIB mondial. Toutes les variables ont été transformées en logarithme à l'exception de la balance courante. Les données sur le PIB (la production industrielle le cas échéant) ont été désaisonnalisées<sup>10</sup>. Les variables pour chaque pays sont soumises à des tests de racines unitaires (annexe A). L'ensemble des variables apparaît stationnaire en différences premières. Cette stationnarité est une condition indispensable pour poser des restrictions à long terme. L'étude de la cointégration des variables ne révèle pas de relation de long terme entre ces dernières. Une exception apparaît toutefois pour les Pays-Bas où une relation de cointégration existe. Toutefois, compte tenu de notre cadre méthodologique nous rejetons l'existence d'un vecteur de cointégration pour les Pays-Bas (Arghyrou et Chortareas, 2008).

Enfin, nous utilisons les critères d'information d'Akaike, de Schwartz, d'Hannan-Quinn et du rapport de vraisemblance, afin de spécifier le nombre de retards pour les différents modèles testés. Les résultats diffèrent selon le test utilisé. Le test du maximum de vraisemblance suggère de retenir 3 ou 4 retards. D'autre part, le test d'Akaike suggère 1 ou 2 retards. Les tests de Schwartz et d'Hannan-Quinn retiennent quant à eux 0 ou 1 retard. Les enjeux du choix du nombre de retards sont les suivants : si le modèle est spécifié avec un nombre insuffisant de retards cela peut entraîner une erreur de spécification. En revanche, si le modèle est spécifié avec un nombre trop élevé de retards, on s'expose davantage au problème de multicolinéarité et le degré de liberté est diminué ce qui peut nuire à la qualité de l'estimation. Dans un souci d'homogénéisation entre les pays, nous décidons de retenir un nombre de retards égal à trois pour tous les pays à l'exception du modèle avec un choc du taux d'intérêt américain<sup>11</sup>. En effet, nous constatons dans ce dernier que les coefficients estimés pour trois retards ne sont pas significatifs. Ainsi, comme Lee et Chinn (1998, 2006), nous décidons de modifier le nombre de retards pour un modèle<sup>12</sup>.

---

<sup>10</sup> Méthode Census X-12 additive. Cette méthode est adaptée dans le cas des séries négatives telles que les balances de compte courant (Algieri et Bracke, 2007).

<sup>11</sup> Par ailleurs, afin de tenir compte des effets de la réunification allemande et de l'introduction de l'euro, deux variables dummy ont été introduites dans l'estimation de chacun des processus VAR pour les années 1990 et 1999. Toutefois, elles n'apparaissent pas significatives.

<sup>12</sup> Le choix du même nombre de retards pour l'ensemble des chocs externes et quel que soit le pays étudié permet également de rendre cohérentes les estimations de chacun des processus ainsi que le calcul des coefficients de corrélation. Cette approche est également adoptée par Allegret et Sand-Zantman (2007) ainsi que

### III. Résultats

#### 3. 1. Les effets des chocs externes sur la zone euro

Regardons tout d'abord l'impact d'un choc du prix réel du pétrole (tableau B.1). Les balances courantes de tous les pays à l'exception des Pays-Bas et du Royaume-Uni réagissent négativement ou faiblement à ce choc. Ces deux pays sont producteurs d'hydrocarbures. Une augmentation du prix du pétrole provoque donc une augmentation de leurs exportations tandis que dans les autres pays, consommateurs et non producteurs, les importations augmentent. L'impact de ce choc sur le différentiel de croissance et sur le taux de change effectif réel est plus ambigu et très variable d'un pays à l'autre. Au niveau de la zone euro, on observe une dépréciation du taux de change qui permet de compenser partiellement le choc négatif initial tandis que la croissance suit un rythme proche de celui du reste du monde. On remarquera également que, en termes de croissance, l'Allemagne, l'Espagne et la France supportent le choc pétrolier plutôt mieux que le reste du monde.

Un choc de taux d'intérêt aux États-Unis a un impact négatif sur le différentiel de croissance de la quasi-totalité des pays (tableau B.2). Lorsque la Réserve fédérale américaine décide d'augmenter son taux de référence (*Fed Funds*), la zone euro subit davantage les conséquences du ralentissement de l'activité aux États-Unis que le reste du monde. L'impact du choc est plus hétérogène dans le cas des autres variables domestiques. Dans la plupart d'entre eux, le choc provoque une dépréciation du taux de change effectif réel sauf en Espagne, au Portugal et au Royaume-Uni. L'impact sur la balance courante est négatif dans tous les pays à l'exception des Pays-Bas et de l'Allemagne où, conformément à la théorie, une augmentation du taux américain provoque des sorties nettes de capitaux.

Le choc sur le marché financier américain (choc de l'indice *SP500*) a un impact très similaire au choc de taux d'intérêt aux États-Unis : il réduit le différentiel de croissance de tous les pays et a un effet ambigu sur le taux de change effectif réel (tableau B.3). Toutefois, nous notons plusieurs différences par rapport au choc précédent. Les balances courantes de la zone euro modifiée (composée de 7 pays), de la France et de l'Italie augmentent à la suite du choc tandis que la balance courante des Pays-Bas baisse. Ainsi, une augmentation des cours du *SP500* provoque des sorties nettes de capitaux en Allemagne, en France, en Italie et dans la zone euro modifiée.

Le dernier choc externe porte sur les déséquilibres mondiaux, c'est-à-dire sur l'influence des déséquilibres courants dans le reste du monde sur la zone euro (tableau B.4). Le choc des

---

par Gimet (2007). Le détail des tests de cointégration ainsi que le détail des critères d'information sont disponibles auprès des auteurs sur simple demande.

déséquilibres mondiaux réduit le différentiel de croissance de la zone ce qui améliore la balance commerciale mais il provoque également une appréciation du taux de change effectif réel qui détériore la balance commerciale. Au final, l'effet sur la balance courante est positif. L'Allemagne se trouve dans la même configuration que la zone euro modifiée. La réaction de la France est également similaire sauf pour la balance courante qui se dégrade.

Au niveau des réponses des variables domestiques, nos résultats sont proches de ceux de Giuliodori (2004) pour les États-Unis à deux différences près : le choc d'offre apprécie le taux de change effectif réel et il détériore la balance courante à long terme.

### **3. 2. Analyse de la corrélation des réponses aux chocs**

Nous concentrons notre analyse sur les réactions de la balance courante à chacun des différents chocs<sup>13</sup>. L'analyse des corrélations des réponses permet de distinguer plusieurs choses (annexe C).

La corrélation des réponses à un choc sur le prix du pétrole (tableau C.1) est significative et positive pour l'ensemble des pays sauf pour le Royaume-Uni et les Pays-Bas. Ce résultat apparaît conforme à nos attentes y compris pour le Royaume-Uni et les Pays-Bas, qui sont des producteurs de pétrole. En effet, hormis le Royaume-Uni et les Pays-Bas, les pays européens ont une dépendance pétrolière assez forte. Ainsi, la part de la consommation de produits pétroliers dans la consommation totale d'énergie s'établissait, en 2006, autour de 50% pour l'Espagne et le Portugal, de 35% pour l'Allemagne et la France et entre 35% et 40% pour le Royaume-Uni et les Pays-Bas (IEA, 2009). La corrélation des réponses du Portugal apparaît peu significative comparativement à celle des autres pays.

La corrélation des réponses à un choc de taux d'intérêt américain (tableau C.2) est significative et positive pour tous les pays sauf pour l'Allemagne, les Pays-Bas et le Royaume-Uni. Malgré une appartenance à la zone euro, l'Allemagne et les Pays-Bas possèdent un excédent courant. Ainsi, la réaction des balances courantes de ces pays est opposée à celle des pays ayant un déficit courant. La réaction du Royaume-Uni peut s'expliquer par sa non-participation à la zone euro. Ce résultat confirme également la place « particulière » du marché financier britannique (la *City*), au sens global du terme, dans l'espace financier européen.

La corrélation des réponses au choc sur l'indice boursier *SP500* (tableau C.3) fait clairement apparaître un lien positif entre tous les pays sauf pour les Pays-Bas pour lequel les réponses

---

<sup>13</sup> L'analyse des réactions des autres variables est disponible auprès des auteurs sur simple demande.

sont plus faiblement corrélées. Les corrélations des réponses de la zone euro avec l'ensemble des pays confirment ce fait.

Les corrélations des réponses à un choc sur les déséquilibres mondiaux (tableau C.4) n'apparaissent pas homogènes. Deux groupes de pays apparaissent : le premier (France, Pays-Bas et Espagne) pour lequel les corrélations des réponses sont majoritairement négatives ; le second (Royaume-Uni, Italie, Portugal et Autriche) pour lequel les corrélations des réponses sont majoritairement positives. Les corrélations avec la zone euro confirment ces observations.

### **3. 3. Analyse des contributions des chocs externes**

Le tableau D.1 (annexe D) récapitule les estimations de la contribution des chocs externes à la variance des variables domestiques des pays de l'échantillon. A long terme, les chocs externes expliquent un tiers de la variance du taux de change effectif réel. En revanche, ils n'expliquent qu'un cinquième des variations de la balance courante et du différentiel de croissance avec un choc sur les prix du pétrole qui explique l'essentiel des fluctuations. Ce résultat semble confirmer que l'ajustement des chocs externes dans la zone euro s'effectue davantage par une appréciation de son taux de change effectif réel plutôt que par des déséquilibres extérieurs ou un ralentissement de la croissance relative.

L'accumulation de déséquilibres mondiaux est la principale source de fluctuation du taux de change effectif réel en Allemagne, en Autriche et aux Pays-Bas. Ils contribuent également fortement aux variations du taux de change effectif réel de la zone euro et de la France. Or, pour tous ces pays, l'impact du choc des déséquilibres mondiaux est positif sur le taux de change effectif réel. Ceci crédite donc l'idée que l'ajustement des déséquilibres extérieurs entre les États-Unis et la Chine se produit par une appréciation de la devise européenne.

Les contributions des chocs externes à la variance des variables domestiques sont très hétérogènes dans la zone euro. En France et aux Pays-Bas, les chocs externes contribuent pour moins de 15% de la variance de la balance courante alors que cette part atteint 40% au Portugal. En moyenne, pour les autres pays, la part se situe entre 15% et 25%. En revanche, les chocs externes contribuent à expliquer une grande part de la variance du taux de change effectif réel sauf pour l'Espagne, l'Italie et le Royaume-Uni. Enfin, les chocs externes expliquent, en moyenne, entre 20% et 30% de la variance du différentiel de croissance sauf pour les Pays-Bas et l'Italie où cette contribution est d'environ 10%.

Nous pouvons noter deux grandes différences entre la zone euro et le Royaume-Uni : (i) les chocs externes contribuent davantage à expliquer le différentiel de croissance britannique ; (ii)

la contribution des chocs externes à la variance du taux de change effectif réel est moitié moins importante au Royaume-Uni qu'en zone euro.

Il convient de rapprocher ces résultats de ceux de Maćkowiak (2007) pour les pays émergents. De manière logique, les chocs externes contribuent davantage à la variance des variables domestiques dans les pays émergents que dans les pays européens. Par ailleurs, nos résultats montrent que la contribution du choc de taux d'intérêt américain à la variance du taux de change est similaire en Europe et dans les pays émergents. Toutefois, cette comparaison doit être relativisée car Maćkowiak (2007) n'utilise pas un taux de change effectif réel mais un taux de change nominal bilatéral.

#### **IV. Conclusion**

L'objectif de ce papier était l'étude de l'impact des principaux chocs externes sur les balances courantes de la zone euro et des pays la composant. Pour cela, nous avons utilisé la méthodologie SVAR en décomposant quatre types de choc : un choc externe et trois chocs domestiques. Nos résultats sont nombreux et montrent que la zone euro a été plus ou moins affectée par les quatre grands chocs externes que nous avons étudié : choc du prix du pétrole, des déséquilibres mondiaux, financier et monétaire aux États-Unis. Ils confirment l'hétérogénéité des réactions des balances courantes des pays de la zone euro aux chocs du *SP500* et des déséquilibres mondiaux. En revanche, l'effet du choc pétrolier entraîne une dégradation de la balance courante de tous les pays sauf des producteurs d'hydrocarbures pour lesquels l'impact est positif. Les chocs externes contribuent à expliquer environ 1/5 de la variance de la balance courante et du différentiel de croissance et environ 1/3 de la variance du taux de change effectif réel dans la zone euro. Il semble donc que l'Europe ait subi les conséquences des chocs externes davantage par un ajustement de son taux de change que par un élargissement de son déséquilibre extérieur ou par un ralentissement de sa croissance par rapport au reste du monde. De manière attendue, l'impact du choc pétrolier est particulièrement important dans la plupart des cas. On note également l'importance des déséquilibres mondiaux pour expliquer l'appréciation du taux de change effectif réel de la zone euro. L'influence du prix du pétrole sur les fluctuations du taux de change est plus forte mais une hausse du prix déprécie le taux de change. Ce travail semble donc indiquer que l'appréciation de l'euro ces dernières années est liée en grande partie aux déséquilibres de comptes courants dans le reste du monde.

## Bibliographie

- Algieri, B., Bracke, T., (2007), « Patterns of current account adjustment — Insights from past experience », *ECB Working Paper Series 762*, European Central Bank.
- Allégret, J.-P. et Sand-Zantman, A., 2007, « Transmission des chocs et mécanismes d'ajustement dans le Mercosur », *Revue de l'OFCE*, 101, pp. 355-392.
- Argyrou, M. G. et Chortareas, G., 2008, « Current Account Imbalances and Real Exchange Rates in the Euro Area », *Review of International Economics*, vol. 16 (4), pp. 747-764.
- Bachman, D., 1992, « Why is the U.S. Current Account Deficit so Large ? Evidence from Vector Autoregression », *Southern Economic Journal*, vol. 59, pp. 232-240.
- Blanchard, O., 2007, « Adjustment within the Euro. The Difficult Case of Portugal », *Portuguese Economic Journal*, vol. 6 (1), pp. 1-21.
- Blanchard, O. et Giavazzi, F., 2002, « Current Account Deficits in the Euro Area. The End of the Feldstein Horioka Puzzle ? », *Brooking Papers in Economic Activity*, vol. 33 (2), pp. 147-210.
- Blanchard, O. et Quah, D., 1989, « The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, vol. 79 (4), pp. 655-673.
- Borgy, V. et Mignon, V. (2009), « Taux d'intérêts et marchés boursiers : une analyse empirique de l'intégration financière internationale », *Economie et Prévision*, 187, pp. 105-121.
- Bracke, T. et Fidora, M., 2008, « Global liquidity glut or global saving glut ? A structural VAR approach », *working paper series 911*, European Central Bank.
- Bracke, T., Bussière, M., Fidora, M. et Straub, R., 2008, « A Framework for Assessing Global Imbalances », *occasional paper Series 78*, European Central Bank.
- Cartapanis, A., 2009, « Le dollar incontesté ? Economie politique d'une monnaie internationale », *Revue d'économie financière*, 94.
- Chinn, M. et Ito, H., 2007, « Current Account Balances, Financial Development and Institutions : Assaying the the World "Saving Glut" », *Journal of International Money and Finance*, vol. 26 (4), pp. 546-569.
- Chinn, M. et Jaewoo, L., 2009, « Three Current Account Balances : A Semi-Structuralist Interpretation », *Japan and the World Economy*, vol. 21 (2), pp. 202-212.
- Chinn, M. et Prasad, E. S., 2003, « Medium-Term Determinants of Current Accounts in Industrial and Developing Countries : An Empirical Exploration », *Journal of International Economics*, vol. 59 (1), pp. 47-76.

- Clarida, R. et Galí, J., 1994, « Sources of Real Exchange Rate Fluctuations : How Important are Nominal Shocks ? », *NBER working paper* 4658.
- Cushman, D. O. et Zha, T. A., 1997, « Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy Under Flexible Exchange Rates », *Journal of Monetary Economics*, vol. 39 (3), pp. 433-48.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M. et Rigobon, R., 2005, « Stocks, Bonds, Money Markets and Exchange Rates : Measuring International Financial Transmission », *NBER working paper* 11166.
- Giannone, D. et Reichlin, L., 2006, « Trends and Cycles in the Euro Area. How Much Heterogeneity and Should we worry about it ? », *working paper series* 595, European Central Bank.
- Gimet, C., 2007, « L'impact des chocs externes dans les économies du Mercosur : un modèle VAR structurel », *Economie Internationale*, 110, pp. 107-136.
- Giuliodori, M., 2004, « Nominal Shocks and the Current Account : A Structural VAR Analysis of 14 OECD Countries », *Review of World Economics*, vol. 140 (4), pp. 569-591.
- Guyon, T., 2008, « Faut-il s'inquiéter des déséquilibres de balance courante en union monétaire ? », *Economie et Prévision*, 183-184, pp. 241-248.
- Gruber, J. W. et Kamin, S., 2007, « Explaining the Global Pattern of Current Account Imbalances », *Journal of International Money and Finance*, vol. 26 (4), pp. 500-522.
- International Energy Agency, 2009, *World Energy Outlook 2009*.
- Jondeau, E. et Sahuc, J.-G., 2008, « Testing heterogeneity within the euro area », *Economics Letters*, vol. 99 (1), pp. 192-196.
- Lane, E. R., 2001, « Money Shocks and the Current Account », in Calvo, G., Dornbusch, Obstfeld, M., *Money, Factor Mobility and Trade : Essays on Honor of Robert Mundell*, MIT Press.
- Lee, J. et Chinn, M. D., 1998, « The current account and the real exchange rate : a structural VAR analysis of major currencies », *NBER working paper* 6495.
- Lee, J. et Chinn, M. D., 2006, « Current account and real exchange rate dynamics in the G7 countries », *Journal of International Money and Finance*, vol. 25 (2), pp. 257-274.
- Maćkowiak, B., 2007, « External shocks, U.S. monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets », *Journal of Monetary Economics*, vol. 54 (), pp. 2512-2520.
- Menguy, M., 2005, « Hétérogénéité structurelle des pays et conflits d'objectifs entre les autorités économiques dans l'UEM », *Economie et Prévision*, 169-170-171, pp. 41-58.

- Obstfeld, M. et Rogoff, K., 2004, « The Unsustainable U.S. Current Account Position Revisited », *NBER working paper 10869*.
- Obstfeld, M. et Rogoff, K., 2009, « Global Imbalances and the Financial Crisis : Products of Common Causes », *mimeo*.
- Paul, L., 2002, « L'élaboration de la balance des paiements et de la position extérieure de la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, 107, pp. 37-54.
- Perron, P., 1989, « The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, vol. 57 (6), pp. 1361-1401.
- Sato, K, Zhang, Z.Y, et McAleer, M., 2009, « Identifying Shocks in Regionally Integrated East Asian Economies with Structural VAR and Block Exogeneity », *CIRJE Discussion Papers 694*, University of Tokyo.
- Sosa, S., 2008, « External Shocks and Business Cycle Fluctuations in Mexico: How Important are U.S. Factors? », *IMF working paper 08/100*.
- Zha, T. A., 1999, « Block Recursions and Structural Vector Autoregressions », *Journal of Econometrics*, vol. 90 (2), pp. 291-316.

## **Annexe A**

### **Tests de racines unitaires**

Les tests de racine unitaire sont menés sur les variables en logarithme du PIB relatif, du taux de change effectif réel pour chacun des pays de l'échantillon ainsi que pour l'indice *SP500* et le prix réel du pétrole. Pour le taux d'intérêt américain, les ratios de balance courante ainsi que pour la variable *déséquilibres mondiaux (global imbalances – GI)*, les tests sont menés à partir des variables non transformées en logarithme.

Le degré d'intégration est étudié à l'aide des tests ADF (Augmented Dickey-Fuller) et PP (Phillips-Perron)<sup>14</sup>. Ces deux tests sont effectués à partir de différents modèles (avec tendance et constante ; sans tendance et avec constante ; sans tendance ni constante). Ces tests, étant les plus couramment employés, ne font pas l'objet d'une présentation. Les tableaux A.1 et A.2 détaillent les résultats concernant l'ordre d'intégration  $d$ , noté  $I(d)$ , des séries<sup>15</sup>.

Pour les trois variables domestiques, les résultats militent très largement en faveur de la non-stationnarité en niveau. Les variables externes apparaissent intégrées d'ordre 1.

---

<sup>14</sup> Des tests avec rupture suivant la méthodologie de Perron (1989) ont également été menés. Les variables étudiées apparaissent également non stationnaires malgré la présence d'une rupture.

<sup>15</sup> Le détail de ces tests ainsi que des tests avec rupture peut être obtenu auprès des auteurs sur simple demande.



Tableau A.1 : tests de racine unitaire sans break structurel

Variables	ADF	PP
Zone euro à 7		
$y/y^*$	I(1)	I(1)
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)
Allemagne		
$y/y^*$	I(1)	I(1)
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)
Autriche		
$y/y^*$	I(1)	I(1)
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)
Espagne		
$y/y^*$	I(1)	I(1)
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)
France		
$y/y^*$	I(1)	I(1)
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)

Notes :  $y/y^*$ ,  $r_{eer}$ ,  $ca/y$  correspondent au logarithme du PIB réel relatif, au logarithme du taux de change effectif réel et au rapport entre la balance courante et le PIB.  $I(d)$  correspond à l'ordre d'intégration  $d$  de la série.

Pour les tests ADF, le nombre de retards a été fixé en utilisant le critère d'information d'Akaike (AIC). Pour les tests de Phillips-Perron, suivant Newey et West (1987), le paramètre de troncature a été fixé à 4.

Le seuil de significativité a été fixé à 5% sauf mention contraire (\*\*\*) pour un seuil de significativité de 1% et \* pour 10%).

Les lettres  $t$  et  $c$  indiquent la présence d'un trend et/ou d'une constante significative(s) dans les tests.

Tableau A.2 : tests de racine unitaire sans break structurel

Variables	ADF	PP
Italie		
$y/y^*$	I(1) c	I(1) c
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)
Pays-Bas		
$y/y^*$	I(1)	I(1)
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)
Portugal		
$y/y^*$	I(1)	I(1)
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)
Royaume-Uni		
$y/y^*$	I(1)	I(1)
$r_{eer}$	I(1)	I(1)
$ca/y$	I(1)	I(1)
Chocs externes		
<i>Brent_r</i>	I(1)	I(1)
<i>SP500</i>	I(1) c	I(1) c
<i>Fed Funds</i>	I(1)	I(1)
<i>GI</i>	I(1) <sup>***</sup>	I(1)

Notes :  $y/y^*$ ,  $r_{eer}$ ,  $ca/y$  correspondent au logarithme du PIB réel relatif, au logarithme du taux de change effectif réel et au rapport entre la balance courante et le PIB.  $I(d)$  correspond à l'ordre d'intégration  $d$  de la série.

*Brent\_r*, *SP500*, *Fed Funds* et *GI* correspondent au prix du pétrole Brent en terme réel (déflaté par le déflateur du PIB américain), l'indice boursier américain, les taux d'intérêt de la Réserve Fédérale américaine et les déséquilibres mondiaux.

Pour les tests ADF, le nombre de retards a été fixé en utilisant le critère d'information d'Akaike (AIC). Pour les tests de Phillips-Perron, suivant Newey et West (1987), le paramètre de troncature a été fixé à 4.

Le seuil de significativité a été fixé à 5% sauf mention contraire (<sup>\*\*\*</sup> pour un seuil de significativité de 1% et <sup>\*</sup> pour 10%).

Les lettres *t* et *c* indiquent la présence d'un trend et/ou d'une constante significative(s) dans les tests.

## Annexe B

### Les réponses aux chocs externes

Tableau B.1 – Réponse des variables domestiques à un choc du prix réel du pétrole

Variable	Horizon (trimestres)	Zone euro modifiée	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume- Uni
PIB/PIB*	1 – 4	-0,0003	0,0005	-0,0009	0,0004	-0,0006	-0,0007	0,0000	-0,0019	-0,0021
	5 – 20	0,0000	0,0016	-0,0007	0,0013	0,0003	-0,0002	-0,0003	-0,0038	-0,0033
	21 – 40	-0,0001	0,0015	-0,0007	0,0014	0,0005	-0,0002	-0,0003	-0,0040	-0,0033
Taux de change effectif réel	1 – 4	-0,0002	-0,0003	-0,0001	0,0013	0,0022	-0,0013	-0,0014	0,0004	0,0071
	5 – 20	-0,0047	-0,0049	-0,0018	0,0044	0,0003	-0,0045	-0,0061	0,0011	0,0051
	21 – 40	-0,0049	-0,0050	-0,0018	0,0046	0,0001	-0,0047	-0,0063	0,0012	0,0050
Balance courante (en% du PIB)	1 – 4	-0,0906	-0,1454	-0,0041	-0,0201	-0,1337	-0,1041	0,0778	-0,1730	0,1927
	5 – 20	-0,1400	-0,2349	-0,1490	0,0059	-0,2002	-0,1847	0,2145	-0,1198	0,2006
	21 – 40	-0,1351	-0,2264	-0,1494	0,0027	-0,2045	-0,1835	0,2236	-0,1015	0,2001

Notes : les réponses pour PIB/PIB\* et Taux de change effectif réel sont basées sur le logarithme de ces variables. 1 – 4 correspond à la moyenne entre le 1<sup>er</sup> trimestre et le 4<sup>ème</sup> suivant le choc. 5 – 20 correspond à la moyenne entre le 5<sup>ème</sup> trimestre et le 20<sup>ème</sup> suivant le choc. 21 – 40 correspond à la moyenne entre le 21<sup>ème</sup> et le 40<sup>ème</sup> trimestre après le choc.

Tableau B.2 – Réponse des variables domestiques à un choc de taux d'intérêt aux États-Unis (*Fed Funds*)

Variable	Horizon (trimestres)	Zone euro modifiée	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume- Uni
PIB/PIB*	1 – 4	-0,0012	-0,0022	-0,0020	-0,0001	-0,0009	-0,0008	-0,0001	-0,0010	-0,0018
	5 – 20	-0,0008	-0,0023	-0,0021	0,0016	-0,0002	-0,0004	0,0003	-0,0009	-0,0015
	21 – 40	-0,0008	-0,0023	-0,0021	0,0017	-0,0002	-0,0004	0,0003	-0,0009	-0,0015
Taux de change effectif réel	1 – 4	-0,0042	-0,0060	-0,0027	0,0072	-0,0026	-0,0056	-0,0069	0,0028	0,0087
	5 – 20	-0,0050	-0,0065	-0,0033	0,0139	-0,0040	-0,0065	-0,0073	0,0032	0,0085
	21 – 40	-0,0050	-0,0065	-0,0033	0,0142	-0,0040	-0,0064	-0,0073	0,0032	0,0085
Balance courante (en% du PIB)	1 – 4	-0,0473	-0,0074	-0,1722	-0,1160	-0,0356	-0,0751	0,1112	-0,5144	-0,0489
	5 – 20	-0,0515	0,0554	-0,1825	-0,3108	-0,0636	-0,0867	0,1194	-0,5731	-0,0836
	21 – 40	-0,0514	0,0555	-0,1831	-0,3207	-0,0648	-0,0871	0,1216	-0,5729	-0,0838

Notes : les réponses pour PIB/PIB\* et Taux de change effectif réel sont basées sur le logarithme de ces variables. 1 – 4 correspond à la moyenne entre le 1<sup>er</sup> trimestre et le 4<sup>ème</sup> suivant le choc. 5 – 20 correspond à la moyenne entre le 5<sup>ème</sup> trimestre et le 20<sup>ème</sup> suivant le choc. 21 – 40 correspond à la moyenne entre le 21<sup>ème</sup> et le 40<sup>ème</sup> trimestre après le choc.

Tableau B.3 – Réponse des variables domestiques à un choc de l'indice *SP500*

Variable	Horizon (trimestres)	Zone euro modifiée	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume- Uni
PIB/PIB*	1 – 4	-0,0010	-0,0012	-0,0004	-0,0020	-0,0007	0,0006	0,0000	0,0005	-0,0015
	5 – 20	-0,0021	-0,0035	-0,0022	-0,0036	-0,0012	-0,0010	0,0000	-0,0002	-0,0027
	21 – 40	-0,0021	-0,0035	-0,0022	-0,0036	-0,0012	-0,0010	0,0000	-0,0001	-0,0027
Taux de change effectif réel	1 – 4	-0,0008	-0,0010	-0,0013	0,0003	0,0004	0,0012	-0,0035	-0,0025	0,0061
	5 – 20	-0,0011	-0,0019	-0,0006	0,0013	0,0024	0,0016	-0,0047	-0,0014	0,0090
	21 – 40	-0,0011	-0,0021	-0,0005	0,0014	0,0024	0,0016	-0,0048	-0,0014	0,0089
Balance courante (en% du PIB)	1 – 4	0,0331	0,0773	-0,1721	-0,1391	0,0932	0,0839	-0,1741	-0,2029	-0,0399
	5 – 20	0,0456	0,1066	-0,2785	-0,1234	0,1400	0,1052	-0,2753	-0,5276	-0,0399
	21 – 40	0,0464	0,1126	-0,2837	-0,1207	0,1400	0,1048	-0,2755	-0,5359	-0,0396

Notes : les réponses pour PIB/PIB\* et Taux de change effectif réel sont basées sur le logarithme de ces variables. 1 – 4 correspond à la moyenne entre le 1<sup>er</sup> trimestre et le 4<sup>ème</sup> suivant le choc. 5 – 20 correspond à la moyenne entre le 5<sup>ème</sup> trimestre et le 20<sup>ème</sup> suivant le choc. 21 – 40 correspond à la moyenne entre le 21<sup>ème</sup> et le 40<sup>ème</sup> trimestre après le choc.

Tableau B.4 – Réponse des variables domestiques à un choc des déséquilibres mondiaux (*Global Imbalances*)

Variable	Horizon (trimestres)	Zone euro modifiée	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume- Uni
PIB/PIB*	1 – 4	-0,0001	-0,0009	0,0011	-0,0013	-0,0005	-0,0006	0,0004	-0,0015	0,0011
	5 – 20	-0,0010	-0,0034	0,0011	-0,0012	-0,0008	-0,0007	0,0005	-0,0030	0,0026
	21 – 40	-0,0009	-0,0034	0,0011	-0,0012	-0,0009	-0,0007	0,0006	-0,0031	0,0027
Taux de change effectif réel	1 – 4	0,0032	0,0047	0,0031	-0,0013	0,0026	-0,0028	0,0071	-0,0047	0,0004
	5 – 20	0,0069	0,0105	0,0048	-0,0042	0,0047	-0,0001	0,0115	-0,0067	0,0011
	21 – 40	0,0070	0,0106	0,0047	-0,0043	0,0048	-0,0001	0,0117	-0,0066	0,0013
Balance courante (en% du PIB)	1 – 4	0,0370	0,1260	0,0783	-0,0531	-0,0187	0,0396	-0,1851	0,4054	-0,0050
	5 – 20	0,0529	0,1853	0,2163	-0,0975	-0,0242	0,0607	-0,2854	0,6834	0,0266
	21 – 40	0,0508	0,1815	0,2162	-0,0996	-0,0234	0,0594	-0,2905	0,6991	0,0274

Notes : les réponses pour PIB/PIB\* et Taux de change effectif réel sont basées sur le logarithme de ces variables. 1 – 4 correspond à la moyenne entre le 1<sup>er</sup> trimestre et le 4<sup>ème</sup> suivant le choc. 5 – 20 correspond à la moyenne entre le 5<sup>ème</sup> trimestre et le 20<sup>ème</sup> suivant le choc. 21 – 40 correspond à la moyenne entre le 21<sup>ème</sup> et le 40<sup>ème</sup> trimestre après le choc.

## Annexe C

### Corrélation des réponses de la balance courante aux différents chocs

Tableau C.1 : choc du prix du pétrole

	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	Zone euro
Allemagne	1	<b>0,83</b>	<b>-0,52</b>	<b>0,77</b>	<b>0,79</b>	<b>-0,74</b>	<b>0,43</b>	<b>-0,95</b>	<b>0,98</b>
Autriche		1	<b>-0,74</b>	<b>0,98</b>	<b>0,83</b>	<b>-0,94</b>	0,02	<b>-0,85</b>	<b>0,86</b>
Espagne			1	<b>-0,67</b>	<b>-0,61</b>	<b>0,77</b>	0,07	0,67	-0,54
France				1	<b>0,75</b>	<b>-0,96</b>	-0,10	-0,81	0,78
Italie					1	<b>-0,73</b>	<b>0,50</b>	<b>-0,81</b>	0,87
Pays-Bas						1	0,09	0,85	-0,74
Portugal							1	-0,36	<b>0,47</b>
Royaume-Uni								1	<b>-0,93</b>
Zone euro									1

Notes : les coefficients de corrélation significatifs sont en gras. Le seuil de significativité a été fixé à 5%.

Les coefficients de corrélations ont été calculés sur 30 trimestres. La zone euro correspond à la zone euro *modifiée* composé de 7 pays.

Tableau C.2 : choc de taux d'intérêt aux États-Unis

	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	Zone euro
Allemagne	1	-0,43	-0,94	-0,63	-0,88	0,83	-0,59	-0,76	0,11
Autriche		1	<b>0,52</b>	<b>0,73</b>	<b>0,67</b>	-0,34	<b>0,92</b>	-0,25	<b>0,65</b>
Espagne			1	<b>0,82</b>	<b>0,89</b>	<b>-0,65</b>	<b>0,62</b>	<b>0,62</b>	0,16
France				1	<b>0,75</b>	-0,20	<b>0,74</b>	0,12	<b>0,66</b>
Italie					1	<b>-0,73</b>	<b>0,84</b>	<b>0,44</b>	0,23
Pays-Bas						1	<b>-0,47</b>	<b>-0,68</b>	<b>0,42</b>
Portugal							1	-0,06	<b>0,54</b>
Royaume-Uni								1	<b>-0,63</b>
Zone euro									1

Notes : les coefficients de corrélation significatifs sont en gras. Le seuil de significativité a été fixé à 5%.

Les coefficients de corrélations ont été calculés sur 30 trimestres. La zone euro correspond à la zone euro *modifiée* composé de 7 pays.

Tableau C.3 : choc de l'indice *SP500*

	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	Zone euro
Allemagne	1	<b>0,96</b>	<b>0,92</b>	<b>0,83</b>	<b>0,92</b>	<b>0,48</b>	<b>0,84</b>	<b>0,96</b>	<b>0,98</b>
Autriche		1	<b>0,87</b>	<b>0,69</b>	<b>0,83</b>	0,26	<b>0,77</b>	<b>0,97</b>	<b>0,92</b>
Espagne			1	<b>0,91</b>	<b>0,95</b>	<b>0,52</b>	<b>0,94</b>	<b>0,96</b>	<b>0,96</b>
France				1	<b>0,97</b>	<b>0,80</b>	<b>0,91</b>	<b>0,79</b>	<b>0,92</b>
Italie					1	<b>0,70</b>	<b>0,92</b>	<b>0,89</b>	<b>0,98</b>
Pays-Bas						1	<b>0,50</b>	0,34	<b>0,58</b>
Portugal							1	<b>0,86</b>	<b>0,91</b>
Royaume-Uni								1	<b>0,95</b>
Zone euro									1

Notes : les coefficients de corrélation significatifs sont en gras. Le seuil de significativité a été fixé à 5%.

Les coefficients de corrélations ont été calculés sur 30 trimestres. La zone euro correspond à la zone euro *modifiée* composé de 7 pays.

Tableau C.4 : choc des déséquilibres mondiaux

	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni	Zone euro
Allemagne	1	<b>0,85</b>	<b>-0,46</b>	<b>-0,40</b>	<b>0,99</b>	<b>-0,66</b>	<b>0,86</b>	<b>0,67</b>	<b>0,97</b>
Autriche		1	<b>-0,67</b>	<b>-0,71</b>	<b>0,83</b>	<b>-0,94</b>	<b>0,95</b>	<b>0,51</b>	<b>0,71</b>
Espagne			1	<b>0,54</b>	<b>-0,47</b>	<b>0,79</b>	<b>-0,62</b>	<b>-0,77</b>	-0,27
France				1	<b>-0,43</b>	<b>0,70</b>	<b>-0,46</b>	-0,12	-0,23
Italie					1	<b>-0,64</b>	<b>0,82</b>	<b>0,69</b>	<b>0,96</b>
Pays-Bas						1	<b>-0,90</b>	<b>-0,49</b>	<b>-0,51</b>
Portugal							1	<b>0,56</b>	<b>0,76</b>
Royaume-Uni								1	<b>0,60</b>
Zone euro									1

Notes : les coefficients de corrélation significatifs sont en gras. Le seuil de significativité a été fixé à 5%.

Les coefficients de corrélations ont été calculés sur 30 trimestres. La zone euro correspond à la zone euro *modifiée* composé de 7 pays.

## Annexe D

### Contribution des chocs externes

Tableau D.1 : contribution des chocs externes à la variance des variables domestiques

Variables	Source de perturbation	Horizon (trim.)	Zone euro modifiée	Allemagne	Autriche	Espagne	France	Italie	Pays-Bas	Portugal	Royaume-Uni
$y/y^*$	Choc 1	1 - 4	6	10	4	4	4	3	0	3	12
		5 - 20	10	20	5	6	6	4	0	5	14
	Choc 2	1 - 4	2	1	5	1	3	2	5	4	3
		5 - 20	3	1	6	2	7	3	8	7	7
	Choc 3	1 - 4	5	5	2	5	9	0	0	2	2
		5 - 20	6	5	5	10	12	1	0	2	3
	Choc 4	1 - 4	2	1	3	1	1	2	3	5	3
		5 - 20	4	2	4	2	1	3	3	7	5
	<b>Somme des chocs externes</b>	1 - 4	<b>15</b>	<b>16</b>	<b>14</b>	<b>11</b>	<b>17</b>	<b>7</b>	<b>8</b>	<b>14</b>	<b>20</b>
		5 - 20	<b>23</b>	<b>28</b>	<b>21</b>	<b>20</b>	<b>26</b>	<b>10</b>	<b>12</b>	<b>21</b>	<b>30</b>
$r$	Choc 1	1 - 4	5	3	3	0	5	1	3	2	4
		5 - 20	12	10	7	2	10	3	8	3	5
	Choc 2	1 - 4	5	6	2	6	4	3	14	5	5
		5 - 20	6	5	3	10	10	5	12	10	7
	Choc 3	1 - 4	2	2	2	1	1	1	2	2	1
		5 - 20	4	4	2	1	1	2	3	3	2
	Choc 4	1 - 4	6	9	7	1	5	2	13	4	1
		5 - 20	9	13	8	1	7	4	16	4	2
	<b>Somme des chocs externes</b>	1 - 4	<b>18</b>	<b>21</b>	<b>14</b>	<b>8</b>	<b>15</b>	<b>8</b>	<b>31</b>	<b>12</b>	<b>11</b>
		5 - 20	<b>31</b>	<b>33</b>	<b>20</b>	<b>14</b>	<b>28</b>	<b>14</b>	<b>39</b>	<b>20</b>	<b>16</b>
$ca/y$	Choc 1	1 - 4	8	11	5	1	3	7	0	4	6
		5 - 20	11	16	6	3	3	9	2	5	6
	Choc 2	1 - 4	2	3	5	7	3	2	1	22	2
		5 - 20	4	4	8	11	6	2	1	28	4
	Choc 3	1 - 4	0	0	3	2	2	2	3	2	1
		5 - 20	1	0	3	3	3	3	4	3	2
	Choc 4	1 - 4	2	2	2	2	0	1	1	1	2
		5 - 20	4	3	4	3	1	1	2	2	3
	<b>Somme des chocs externes</b>	1 - 4	<b>12</b>	<b>16</b>	<b>14</b>	<b>13</b>	<b>8</b>	<b>11</b>	<b>6</b>	<b>30</b>	<b>11</b>
		5 - 20	<b>19</b>	<b>23</b>	<b>21</b>	<b>20</b>	<b>13</b>	<b>15</b>	<b>10</b>	<b>39</b>	<b>15</b>

Notes :  $y/y^*$ ,  $r$  et  $ca/y$  correspondent, respectivement, au différentiel de croissance, au taux de change effectif réel et à la balance courante en % du PIB.

Choc 1, choc 2, choc 3 et choc 4 correspondent, respectivement, au choc du prix du pétrole, au choc monétaire aux États-Unis, au choc financier aux États-Unis et au choc sur les déséquilibres mondiaux.